



Munich Personal RePEc Archive

A Study on the Time-varying Granger Causality Relation of Scissors Gap of Money Supply and Stock Market Return

Yifei Cai

Northeast Normal University

28 August 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73369/>

MPRA Paper No. 73369, posted 31 August 2016 09:55 UTC

货币增速剪刀差与股票市场收益率的时变格兰杰因果关系研究

蔡一飞¹

(东北师范大学, 吉林长春, 130117)

[内容摘要] 本文从理论上分析了货币增速剪刀差对股票市场的作用机制,同时借助于基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果检验实证检验了两者之间的时变因果关系。实证结果表明两者具有显著的时变格兰杰因果关系。通常情况下,货币增速剪刀差的增加能够刺激股票市场的繁荣,存在正向的格兰杰因果关系。但在2015年的“牛市”期间,货币增速剪刀差是股市收益率的负向格兰杰因果关系。自2015年10月以来,尽管货币剪刀差持续攀升,但实证结果表明剪刀差的增加仅能提供较弱的相关关系的证据,而不存在因果关系。

[关键词] 货币增速剪刀差, 股市收益率, 滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验

A Study on the Time-varying Granger Causality Relation of Scissors Gap of Money Supply and Stock Market Return

Cai Yifei

(Northeast Normal University, Jilin Changchun, 130117)

Abstract: This paper theoretically analyzes the interaction mechanism of scissors gap of money supply and stock return. Meanwhile, we make use of the Granger test based on rolling window bootstrap method to test the time-varying causality relation of scissors gap of money supply and stock return. As usual, the increase of scissors gap of money supply could boost stock market. Additionally, there indeed exists positive Granger causality relation. However during the bull market of 2015, the scissors gaps money supply negatively cause stock market return. Since October 2015, there is negligible correlation between scissors gap of money supply and stock market return. Furthermore, there is no Causality relation of them.

Keywords: Scissors Gap of Money Supply, Stock Market Return, Rolling Window Bootstrap Granger Causality Test

¹ 蔡一飞 (1991-), 男, 东北师范大学经济学院, 研究方向: 宏观计量经济学, 经济增长, 货币政策与财政政策分析。

一、引言

自 2015 年 10 月，实体部门活期存款的迅猛增加以及定期存款增速的回落，使得 M1、M2 的同比增速差由负转正，并不断攀升。截止 2016 年 7 月，该剪刀差已经达到历史最高值 15.2%。这一罕见的经济现象引起了经济学界的普遍关注。M1 和 M2 的同比增速的背离就是我们通常所说的货币供应剪刀差。该差值由 M1 的同比增速减去 M2 的同比增速来获得。具体的，M1 同比增速自 2015 年 3 月开始，从增速 2.9% 跃升至 2016 年 7 月的 25.4%，提高了近 22.5%，幅度惊人。而在此期间内 M2 的增速则较为平稳，甚至在 2016 年 1 月之后，出现近 3.8% 的减少。通常情况下，M1 和 M2 的同比增速的走势应大体相似。货币增速剪刀差的不断扩大引发了国内外学者其对资产价格影响的激烈讨论。

部分学者认为，过去一年多 M1 的持续攀升、M1 和 M2 增速剪刀差的扩大，将预示着实体经济动能的改善，将推进资产价格抬升。而还有一部分学者则认为以货币政策剪刀差扩大的角度去预测资产价格的上涨的效果是有限的。他们认为货币增速剪刀差与资产价格变化之间仅存在相关关系，而不存在因果关系。

而从以往的研究文献来看，大多数研究均集中于货币增速与资产价格的相关的研究。对货币增速剪刀差与资产价格的研究较少。Friedman (1998) 的研究表明美国的货币供给量可以有效的揭示股价波动。^[1] Mookerjee *et al.* (1999) 借助于协整分析和格兰杰因果检验了股票价格和货币供给量之间的关系，并指出股价变动先于货币供给量。^[2] Husain (1999) 的研究表明货币供应量对股价变动的作用更加明显，而股价对货币供应量的影响较小。^[3] Bredin *et al.* (2007) 的研究表明两者具有显著的负向相关关系。^[4] 此外，Mennis (1995)、Alatiqi *et al.* (2008) 的研究表明货币供应量与股票价格之间不存在因果关系，并且相关性较弱。^[5] ^[6] Rigobon *et al.* (2013) 的研究表明货币供应量与股票市场之间存在双向的格兰杰因果关系。^[7]

反观国内，钱小安 (1998) 对 1994 年 3 月~1997 年 6 月的货币供应量与资产价格的关系进行了研究，并指出两者之间存在较弱的相关关系。^[8] 中国人民银行研究局课题组 (2002) 的研究表明中国股票市场已经成为货币政策传导的另一组成部分，有必要对货币政策与股票市场进行更为深入的研究。^[9] 夏杰长和董建宾 (2006) 对我国的货币供应和股市价格关系进行了实证研究，实证研究样本期内货币供应 M0、M1 以及 M2 与股市价格不存在稳定的均衡关系。^[10] 此外，在 2001 年 8 月间，股市价格出现结构性变点，在所划分的两个区间内存在均衡关系。张成虎和李育林 (2010) 对货币供给和股票价格的关联性进行了研究，并发现股票价格的变化对货币供给的变化具有显著的影响，且各层次货币影响不同。^[11] 李艳 (2011) 的研究认为我国各个货币层次的货币供应量与股票市场价格存在长期的协整关系，并且股票市场价格为因，而货币供应量为果。^[12]

综上所述，大多数国内外的研究关注货币供应量与股市价格之间的关系，但货币供应还有其结构性方面的因素（如货币增速剪刀差），也可能对股市价格产生影响。但尚无相关

的文献对两者之间的关系进行研究。在学界对货币增速剪刀差与资产价格之间的联系激烈争论的背景下，利用更为稳健的估计方式从而获得更具有说服力的结论就显得尤为重要。

本文首先从理论的角度对货币政策剪刀差影响股票市场进行分析。随后，本文借助于基于滚动窗口拔靴方法基础上的格兰杰因果检验去实证分析货币增速剪刀差与股市收益率之间的关系。最后分析实证结果，以丰富相关领域的研究文献。本文的创新点在于：传统建立在 VAR 模型基础上的全样本格兰杰因果关系检验不能捕捉到数据的结构性变化。由于不同文献所使用的数据不同，使得国内外的研究文献不能得到统一结论。而基于滚动窗口拔靴方法上的格兰杰因果关系检验能够弥补全样本格兰杰因果关系检验（传统格兰杰因果检验）的不足，能够在小样本的条件下捕捉到更多的时变信息。

二、理论模型的建立

本文从利率的传导途径出发，对货币增速剪刀差与股票价格的相关关系进行研究。首先，我们需要理解 M1 与 M2 剪刀差具体代表什么。我国的货币供应量主要可以划分为三个层次，分别是 M0、M1 以及 M2。一般来说，M0 指的是经济运行过程中的流通货币。据目前的测算，总额大概为 6 万多亿。M1 指的是流通货币 M0 加企事业单位的活期存款（企业的活期存款和机关团体活期存款），由于企事业单位活期存款可以以支票进行支付，因此和现金的意义是一样的。但个人活期存款不能以支票支付，因此没有将其考虑在内。截止到 2015 年底，M0、企业活期存款以及机关团体存款三者占比分别为 16%、44%以及 40%。显见的，企事业单位的活期存款总共占比高达 84%。此外，M1 的总量已经达到 17 万亿。而 M2 指的是 M1 加准货币（包括：企业定期存款、机关团体定期存款、居民储蓄存款以及其他存款）。换言之，M2 就是 M1 加经济中所有的存款，而 M2 总量已经达到 150 万亿。尽管当前经济增速放缓，但货币供应量不断增加，始于 2014 年末的“牛市”行情引起了经济学界对货币供应量与股市价格相关关系的关注。

通常情况下，M2 与 M1 之间的差值代表的是居民储蓄存款与企业定期存款之和。相较于居民储蓄存款，企业的定期存款的规模更大。因此，M1 和 M2 同比增速的剪刀差可以近似的看作判断企业层面短期资金是否充足的关键变量。当 M1 和 M2 的同比增速的剪刀差扩大时，可以认为企业持有较多的活期存款，企业更倾向于持有货币。具体的，我们令 M1 和 M2 的同比增速差为 ΔM 。那么，企业持有的活期存款 D 可以被表示为 ΔM 的函数，即

$$D^+ = f(C_1, \Delta M^+, X_1) \quad (1)$$

式中， C_1 代表常数项， X_1 代表影响企事业单位持有活期存款的其他原因。同时，M1 和 M2 的同比增速差 ΔM 的提高将使得企业更愿意持有活期存款，因此呈现正向变动关系。

当经济增速放缓时，投资收益较少，并且风险较大。此时，企业倾向于持有活期存款，这使得活期存款利率将下降。即当活期存款的供给增加时，活期存款的价格即利率必将走

低，表现为两者之间的负向变动关系。具体的，我们用如下函数进行表示，即

$$\bar{i} = g(C_2, D^+, X_2) \quad (2)$$

这里， C_2 代表常数项， X_2 代表影响短期存款利率的其他原因。而式中的正负号表示企事业单位的活期存款增加使得短期存款利率降低。随着存款利率的降低，企业在实体经济疲软的情况下，只能选择具有更够获取更多收益的投资标的进行投资。在中国，股市以其初始投资要求少，准入门槛较低的特点，成为最为普及的投资标的。因此，本文以股票市场为例，对其进行研究。通常情况下，利率影响投资者评估股价时所用的折现率。因此，本文采用股利贴现模型进行说明。

$$P_0 = D_1 / (1+r) + D_2 / (1+r)^2 + \dots + D_n / (1+r)^n = \sum_{t=1}^n D_t / (1+r)^t \quad (3)$$

这里，我们使用短期存款利率作为贴现率，即令 $r=i$ 。此时，若短期存款利率 i 降低，将使得股价的估值 P_0 增加。具体，我们用如下函数进行表示。

$$P^+ = h(C_3, \bar{i}, X_3) \quad (4)$$

具体的， C_3 代表常数项， X_3 代表影响估计股价的其他原因。正负号代表当利率下降时，股价将会提高。综上所述，将式（1）、（2）以及（4）进行整理，我们可以找到基于利率传导途径的 M1 和 M2 增速差同股价间的影响机制，如式（5）所示。

$$P^+ = F(C, \Delta M^+, \bar{i}, X) \quad (5)$$

如式（5）所示， C 代表常数项， X 代表在考虑利率传导途径下，除 M1 和 M2 增速差以外的其他影响因素。由该式可知，当 M1 和 M2 的同比增速差（即货币增速剪刀差）扩大时，将使得短期利率下降，进一步使得股价上涨。

三、滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验模型的建立

首先，我们构建一个包含两个变量的 VAR (p) 模型，如下：

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{10} \\ \Phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

这里， $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ 是一个白噪音过程，以 AIC 准则来确定最佳滞后阶数。原假设 N_0 ： y_{2t} 不是 y_{1t} 得格兰杰原因，通过施加约束： $\Phi_{12,k} = 0, k=1,2,\dots,p$ 。备择假设 N_1 ： y_{1t} 不是 y_{2t} 的格兰杰原因的约束条件为： $\Phi_{21,k} = 0, k=1,2,\dots,p$ 。

在这个框架下，以往研究中常用的检验统计量为 Wald 检验，极大似然比检验以及拉格朗日乘子检验。Sims *et al.* (1990) 以及 Toda 和 Phillips (1993) 的研究指出当样本时间序列非平稳以及样本个数不够多时，格兰杰因果检验便丧失了渐进性质。^{[13][14]}随后，诸多计量经济学家对传统的格兰杰因果检验进行了修正，Toda 和 Yamamoto (1995) 通过构建

VAR ($p+1$) 模型和一阶单整变量以获得具有标准渐进分布的调整 *Wald* 统计量。^[15]Shukur 和 Mantolos (1997b) 利用蒙特卡洛模拟发现调整的 *Wald* 统计量在小样本和中等样本中的检验精度不高。^[16]Shukur 和 Mantalos (1997a) 的研究表明检验的功效可以通过基于残差的 *Bootstrap* 方法进行提高。^[17]Shukur 和 Mantalos (2000) 建立基于调整的 *LR* 检验的 *RB* 统计量, 使得在小样本的条件下, 仍能获得更好的检验功效。^[18]

基于前人的研究, 本文采用 Balcilar *et al.* (2010) 提出的基于滚动窗口拔靴法的格兰杰因果关系检验去检验变量之间的时变格兰杰因果关系。^[19]具体的, 我们假定检验的样本区间为 T , 滚动窗宽固定为 l , 分样本的间隔为 1。那么, 全部样本就被转化为一连串的子样本, 即 $\tau-l+1, \tau-l, \dots, T, \tau=l, l+1, \dots, T$, 共 $T-l$ 个子样本序列。随后, 我们使用 Shukur 和 Mantalos (2000) 提出的基于调整的 *LR* 因果关系检验基础上的 *RB* 统计量对每一个子样本进行检验。^[18]

四、数据选择及实证结果

本文关于货币供应量的数据来源于中国国家统计局, 我们使用上证综合指数的收益率作为股票市场收益率的代理变量, 该数据来源于 *wind* 数据库。文中所有数据的时间范围是 2000 年 1 月~2016 年 7 月, 并且均为月度同比数据。对于变量的描述性统计, 详见表 1。

表 1 描述性统计量

变量名称	均值	中位数	最大值	最小值	波动率	样本个数
M1_M2	-0.7163	2.1206	131.122	-122.921	56.7022	95
Stock Price	4.9504	5.0173	5.9744	3.2636	0.5501	95

(一) 参数的稳定性检验

王少平 (2016) 指出经典计量经济学所隐含的重要假设之一是模型的动态稳定性, 而这一假设又包含了数据的稳定性。如果原有数据为非稳定, 那么许多用于评价模型的统计推断将失效。这将导致所得结论不精确甚至是出现错误。鉴于此, 我们采用单位根检验对数据的平稳性进行检验, 如表 2。^[20]

表 2 变量的单位根检验

变量	检验类型(C,T,L)	ADF 检验	1%临界值	5%临界值	结论
M1_M2	(C,0,5)	-3.7617	-3.4643	-2.8764	平稳
Stock Price	(C,0,0)	-3.0614	-3.4636	-2.8760	平稳

注: ADF 检验的最大滞后阶数为 8 阶, 并依据 SIC 信息准则选取最佳滞后阶数。

对 VAR 模型的稳定性检验,许多计量经济学家做了大量研究。Salman 和 Shukur(2000) 的研究表明 VAR 模型参数的稳定性对全样本下的格兰杰因果关系的检验具有重要的影响。^[21]而货币剪刀差与股价收益率的研究的数据的结构性变化是显见的。那么,结构性变化使得 VAR 模型的参数不稳定,使得先前的研究结论出现分歧。本文借助 Andrews (1993)、Andrews 和 Ploberger (1994) 提出的 *Sup-F*、*Mean-F* 和 *Exp-F* 检验单个方程以及整个 VAR 系统参数的短期稳定性。^[22]^[23]同时,本文参照 Andrews (1993)的方法选取 (0.15, 0.85) 的分位区间对样本数据进行检测,并利用 *Bootstrap* 方法模拟生成 *p* 值,模拟次数为 2000 次。^[22]此外,我们利用 Nyblom (1989) 和 Hansen (1992)提出的 *LcHN* 统计量去检验整个 VAR 系统的长期平稳性。^[24]^[25]VAR 模型的短期参数的稳定性检验如表 3 所示。

表 3 M1-M2 剪刀差与股价的参数平稳性检验

	M1-M2 Equation		Stock Equation		VAR(2) System	
	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value	Statistics	<i>P</i> -Value
<i>Sup-F</i>	33.4045***	0.0001	24.2979***	0.0049	38.6709***	0.0009
<i>Mean-F</i>	14.0169***	0.0017	9.1569**	0.0434	14.0058*	0.0976
<i>Exp-F</i>	12.5088***	0.0001	7.5613**	0.0135	14.4034***	0.0022
<i>LcHN</i>					3.2317***	0.0050

注: ***, **和*代表在 1%, 5%, 10%下显著, *P*-Value 值通过 2000 次 *Bootstrap* 模拟获得, *LcHN* 用来检验整个 VAR (*p*) 系统内参数的稳定性。此外, VAR 模型的最佳滞后阶数采用 SIC 信息准则来确定。

由上式可知,货币增速剪刀差方程(M1-M2 Equation)的 *Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 统计量均在 1%的条件下拒绝了参数短期平稳的原假设,分别为 33.4045、14.0169 以及 12.5088。而股票价格方程(Stock Equation)中的 *Sup-F*、*Mean-F*、*Exp-F* 分别在 1%, 5%以及 5%的条件下拒绝了短期参数平稳的原假设,具体数值分别为 24.2979、9.1569 以及 7.5613。此外,对于整个 VAR 系统而言,参数的短期平稳性仍然不够显著, *Sup-F*、*Mean-F* 以及 *Exp-F* 统计量分别在 1%, 10%, 1%的条件下拒绝了参数平稳的原假设。而从整个 VAR 系统来看, *LcHN* 在 1%的条件下拒绝了模型参数长期平稳的原假设。

通过以上的分析,我们不难发现:对于数据来说, M1 和 M2 的同比增速的剪刀差以及股价的同比收益率均是平稳的。而对于所构造的模型来说,无论是从变量的单方程还是整个 VAR 系统的角度来看,模型的短期和长期参数的平稳性均不够显著。这也就意味传统的基于 VAR 模型而进行的全样本格兰杰因果检验是缺乏说服力。尤其是当数据出现结构性变化的时候,全样本格兰杰因果检验的结果忽视了数据的时变因果关系,使得估计的结果并不稳健。

（二）基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验

基于滚动窗口拔靴方法的格兰杰因果关系检验能够很好地捕捉变量的结构性变化，使得估计的结果更加可靠，但该方法的关键在于滚动窗口宽度的设定。Pesaran 和 Timmermann（2005）的通过 Monte Carlo 模拟的方法指出当存在多个结构变点时，最小的滚动窗口约为 10~20。^[22]因此，我们在考虑 VAR 模型的滞后以及实际样本个数的前提下，并参考 Bachiler *et al.* (2010) 的研究，最终确定滚动窗宽为 24。^[26]

从图 1 中可知，货币增速剪刀差在 2012 年 1 月~3 月、2005 年 3 月~2007 年 8 月、2008 年 6 月~2008 年 11 月、2009 年 2 月~2009 年 5 月、2009 年 11 月~2011 年 12 月、2012 年 3 月~2012 年 7 月以及 2012 年 11 月~2015 年 7 月的时间段内是股市收益率变动的格兰杰原因。具体的，在所述的时间范围内 P 值小于临界值 0.1，即拒绝了货币供应量不是股票市场收益率的格兰杰原因的原假设。

而从图 2 所示的影响系数的估计图来看，在以上所述格兰杰原因成立的绝大多数的时间范围内，货币供给的同比增速剪刀差均对股票市场收益率产生正向影响。具体表现为货币同比增速剪刀差对股价的影响系数为正。这也证实了，货币增速剪刀差的扩大使得股票市场的收益率上升。当该差值增加时，意味着 M1 的同比增速要快于 M2 的同比增速，此时企业的活期存款较多。反之，则意味着 M1 的同比增速要小于 M2 的同比增速，此时企业的活期存款较少。为了进一步分析在货币增速剪刀差是股价的格兰杰原因成立时，两个变量的动态关系，我们首先将 M1 和 M2 增速差在所对应的时间内进行标记，如图 3 所示。

由图 3 所示，图中的阴影部分指的是货币增速剪刀差是股票收益率的格兰杰原因的时间段。此外，颜色较深的阴影部分表示在 2012 年 1 月~3 月、2005 年 3 月~2006 年 10 月、2008 年 6 月~2008 年 11 月、2009 年 2 月~2009 年 5 月、2011 年 1 月~2011 年 12 月、2012 年 3 月~2012 年 7 月以及 2012 年 11 月~2015 年 7 月时间段内，剪刀差小于 0。而颜色较浅的部分表示在 2006 年 11 月~2006 年 8 月以及 2009 年 11 月~2012 年 12 月，该剪刀差大于 0。

值得注意的一点，在 2014 年 8 月~2015 年 6 月的时间段内，货币剪刀差对股市收益率的影响系数为负值。此时，当剪刀差扩大时，股市收益率下降。而回溯货币剪刀差在其时间段内的变化，我们可以发现该剪刀差为负数，这就意味着企业在此时的短期存款较少。上证指数“牛市”行情的演化使得企业将资金投入至能够获取更高回报的股票市场。而在 2015 年 6 月之后，货币剪刀差由 -1.7% 直线上升至 2016 年 7 月的 15.2%。我们知道，2015 年 6 月之后，上证指数在短短的 17 个交易日下跌了近 30%，引发了全球资本市场罕见的“最快暴跌”。企业处于对规避资本市场风险以及经济的不景气的考虑，不得不增加了对活期存款的配置，使得剪刀差不断加大，出现了这一罕见的经济现象。

图 4 可知，股市收益率是货币剪刀差的格兰杰原因的 P 值仅仅在 2002 年 4 月~2003 年 11 月、2006 年 2 月~2006 年 5 月、2001 年 11 月~2001 年 12 月以及 2010 年 3 月~6 月的时间段内小于 0.1。相较于图 1，股市收益率是货币增速剪刀差的格兰杰原因的持续时间较短。

尤其是在 2010 年之后，股市收益率并不是货币增速剪刀差的格兰杰原因。

从图 5 我们发现，在 2002 年 4 月~2003 年 11 月以及 2007 年 11 月~12 月间，股市收益率对货币增速剪刀差的影响系数为正，这就意味着股市收益率的增加扩大了货币增速剪刀差。而在其余的两个时间段内，股市收益率则缩小了货币政策剪刀差。回顾上证指数自 2002 年 1 月的表现，我们可以发现：2006 年 2 月~2006 年 5 月间，是上证指数开始 2007 年“牛市”的初期，具体表现为影响系数为负，即股市收益率的提高使得货币剪刀差缩小，即企业将活期存款投入至股市。而 2007 年 11 月~12 月，上证指数自 6124.04 点开始暴跌，此时股市收益率对货币剪刀差的影响为正。相较于货币剪刀差对股市收益率影响的时间更长且更显著，股市收益率对货币剪刀差的影响的时间较短，且都集中于 2010 年之前。具体的我们将货币增速剪刀差与股市收益率的格兰杰因果关系概述为表 4。

表 4 货币增速剪刀差与股市收益率的格兰杰因果关系概述表

格兰杰因果关系	方向	持续时间
货币增速剪刀是股市收益率的格兰杰原因	正向	2012 年 1 月~3 月、2005 年 3 月~2007 年 8 月、2008 年 6 月~2008 年 11 月、2009 年 2 月~2009 年 5 月、2009 年 11 月~2011 年 12 月、2012 年 3 月~2012 年 7 月以及 2012 年 11 月~2014 年 8 月
货币增速剪刀是股市收益率的格兰杰原因	负向	2014 年 8 月~2015 年 6 月
股市收益率是货币增速剪刀差的格兰杰原因	正向	2002 年 4 月~2003 年 11 月以及 2001 年 11 月~年 12 月间
股市收益率是货币增速剪刀差的格兰杰原因	负向	2006 年 2 月~2006 年 5 月以及 2010 年 3 月~6 月

五、结语

近期，M1 和 M2 同比增速的背离（即：货币增速剪刀差）引起了国内经济学界的普遍关注。尽管诸多文献对两者之间的相关关系与因果关系做了大量的研究，但由于全样本格兰杰因果关系检验的局限，并没有得到十分具有说服力的结论。

本文使用基于滚动窗口拔靴方法上的格兰杰因果关系检验实证分析了 M1、M2 剪刀差对股票市场收益率的时变相关关系以及时变因果关系。实证结果显示：货币增速剪刀差与股市收益率之间存在显著的时变双向格兰杰因果关系。具体来看，在 2012 年 1 月~3 月、2005 年 3 月~2007 你那 8 月、2008 年 6 月~2008 年 11 月、2009 年 2 月~2009 年 5 月、2009 年 11 月~2011 年 12 月、2012 年 3 月~2012 年 7 月以及 2012 年 11 月~2014 年 8 月期间，货币增速剪刀差是股市收益率的正向格兰杰原因；而在 2014 年 8 月~2015 年 6 月，货币增

速剪刀差是股市收益率的负向格兰杰原因。而在 2002 年 4 月~2003 年 11 月以及 2001 年 11 月~年 12 月间, 股市收益率是货币剪刀差的正向格兰杰原因, 而在 2006 年 2 月~2006 年 5 月以及 2010 年 3 月~6 月间, 股市收益率是货币剪刀差的负向格兰杰原因。该实证结果可以为货币剪刀差与股市收益率之间的相关关系以及因果关系提供更为稳健的证据。货币剪刀差与股市之间存在时变的相关关系, 并且随着时间的改变, 相关关系的方向也发生改变。同时, 货币剪刀差与股市之间也存在着时变格兰杰关系。自 2005 年以来, 货币剪刀差已经成为影响股市收益率变动的显著的格兰杰原因。并且, 在绝大多数的时间段内, 货币剪刀差是股市收益率的正向格兰杰原因。这与很多经济学者所认为的 M1 的持续上涨、货币剪刀差的逐渐拉大预示着资产价格上涨一致。

但在 2015 年的“牛市”期间, 货币剪刀差却是股市收益率的负向格兰杰原因, 即货币剪刀差的减小反而使得股市收益率的增加。这主要是因为随着经济步入“新常态”, 经济增长放缓, 使得公司和企业难以觅得较高收益的投资机会。资本市场的繁荣使得大量短期资金蜂拥而至, 使得短期存款减少, 股市收益率增加。而随着 2015 年 6 月上证指数开始“暴跌”, 资本处于避险的考虑, 从股市流出。具体表现为 M1 和 M2 同比增速剪刀差由正转负, 差值持续扩大。与此同时, 影响系数也迅速由负转正。而对于当前经济学界普片认同的此次剪刀差的再次扩大能够预示着资产价格上涨的结论, 本文的实证结果显示剪刀差与股市收益率存在较弱的相关关系, 而无法提供因果关系的支持。

当前经济增速放缓, 资本市场在经历“暴涨暴跌”后的疲软, 使得企业和住户部门存款活期化。政府应引导该部分资金合理投放至具有长期投资价值的项目中, 同时控制其流入至股市、房地产市场以及大宗商品市场等。此外, 政府更应该强化政策预期, 使得投资者明确未来的政策方向, 也有利于未来物价的稳定。而监管部门应强化对金融市场的监管, 避免资金的大量流入而加剧资产泡沫的形成。

参考文献

- [1] Friedman, Milton. "Money and the Stock Market." *Journal of Political Economy* 96.2 (1988):221-45.
- [2] Mookerjee R, Yu Q. "An empirical Analysis of Stock market in China". *Review of Financial Economics*, 1999,(8):41-60.
- [3] Husain, Fazal, and T. Azid. "Monetary Expansion and Stock Returns in Pakistan [with Comments]." *Pakistan Development Review*38.4(1999):769-776.
- [4] Bredin, Don, et al. "UK Stock Returns and the Impact of Domestic Monetary Policy Shocks." *Journal of Business Finance & Accounting*34.5-6(2007):872-888.
- [5] Mennis, and A. Edmund. "Security Prices and Business Cycles." *Financial Analysts Journal* 51.1(1995):44-50.
- [6] Alatiqi, Sara, and S. Fazel. "Can Money Supply Predict Stock Prices?." *Journal for Economic Educators* 8(2009).

- [7] Rigobon, Roberto, and B. Sack. "MEASURING THE REACTION OF MONETARY POLICY TO THE STOCK MARKET." *Quarterly Journal of Economics* 118.2(2003):639-669.
- [8] 钱小安. 资产价格变化对货币政策的影响[J]. 经济研究, 1998(1):70-76.
- [9] [9] 中国人民银行研究局课题组. 中国股票市场发展与货币政策完善[J]. 金融研究, 2002(4):1-12.
- [10] 夏杰长, 董建宾. 货币供应与股市价格关系的实证分析[J]. 当代财经, 2006(5):53-56.
- [11] 刘超, 张慧敏. 货币增速剪刀差与股票价格波动的相关性实证研究——基于结构突变视角[J]. 天津大学学报:社会科学版, 2015(3):232-238.
- [12] 李艳. 中国货币供应量与股票市场价格关系的实证分析[J]. 上海金融学院学报, 2011(1):39-47.
- [13] Sims, Christopher A., and M. W. Watson. "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots." *Econometrica* 58.1(1990):113-44.
- [14] Toda, Hiro Y., and P. C. B. Phillips. "Vector autoregressions and causality." *Econometrica Journal of the Econometric Society* 61.6(1993):1367-1393.
- [15] Toda, Hiro Y., and T. Yamamoto. "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes ." *Journal of Econometrics* 66.1-2(1995):225-250.
- [16] Shukur, G., Mantalos, P. (1997b). "Tests for Granger causality in integrated-cointegrated VAR systems". *Working paper, Department of Statistics, University of Lund, Sweden*.
- [17] Shukur, G., Mantalos, P. (1997a). Size and power of the RESET test as applied to systems of equations: a bootstrap approach. *Working paper, Department of Statistics, University of Lund, Sweden*.
- [18] Ghazi Shukur, and Panagiotis Mantalos. "A simple investigation of the Granger-causality test in integrated-cointegrated VAR systems." *Journal of Applied Statistics* 27.8 (2000): 1021 – 1031.
- [19] Balcilar, Mehmet, Z. A. Ozdemir, and Y. Arslanturk. "Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window." *Energy Economics* 32.6(2010):1398-1410.
- [20] 王少平. 宏观计量经济学研究现状与展望[J]. 经济学动态, 2003(9):52-56.
- [21] Salman, A. Khalik, and G. Shukur. "Testing for Granger causality between industrial output and CPI in the presence of regime shift." *Journal of Economic Studies* 31.October (2013):492-499.
- [22] Andrews, Donald W. K. "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point." *Econometrica* 61.4(1993):821-56.
- [23] Andrews, Donald W. K., and W. Ploberger. "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative." *Cowles Foundation Discussion Papers* 62.6 (1992):1383- 1414.
- [24] Jukka Nyblom. "Testing for the Constancy of Parameters over Time." *Journal of the American Statistical Association* 84.405(1989):223-230.
- [25] Hansen, Bruce E. "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes." *Journal of Business & Economic Statistics* 10.3(1992):321-35.
- [26] Pesaran, M. Hashem, and A. Timmermann. "Small Sample Properties of Forecasts from Autoregressive Models Under Structural Breaks." *Social Science Electronic Publishing* 129.7 (2003):183-217.

图1 $M1$ 与 $M2$ 的同比增速剪刀差不是股市收益率的格兰杰原因的 P 值

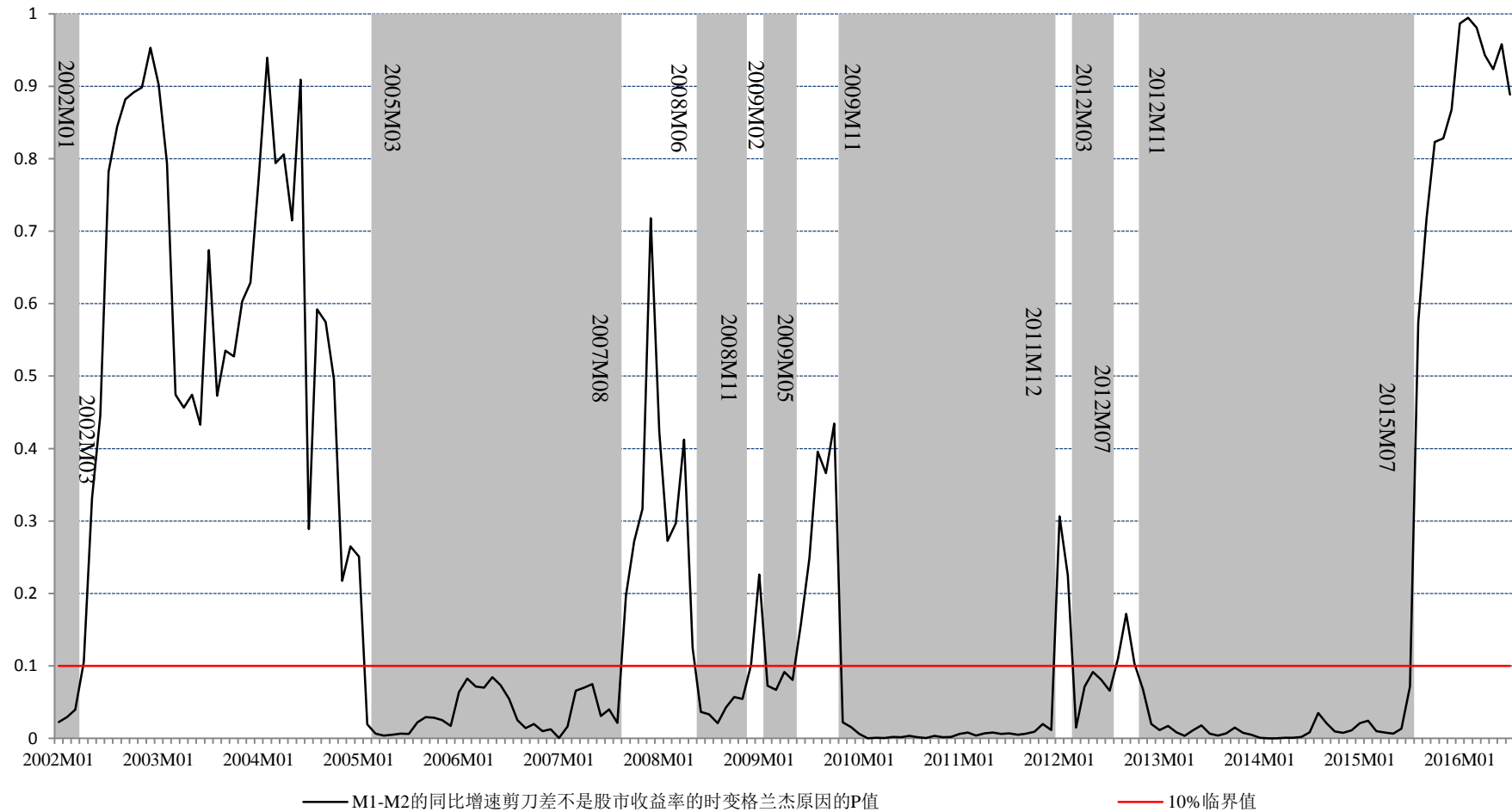


图2 M1与M2的同比增速剪刀差对股价的影响系数估计

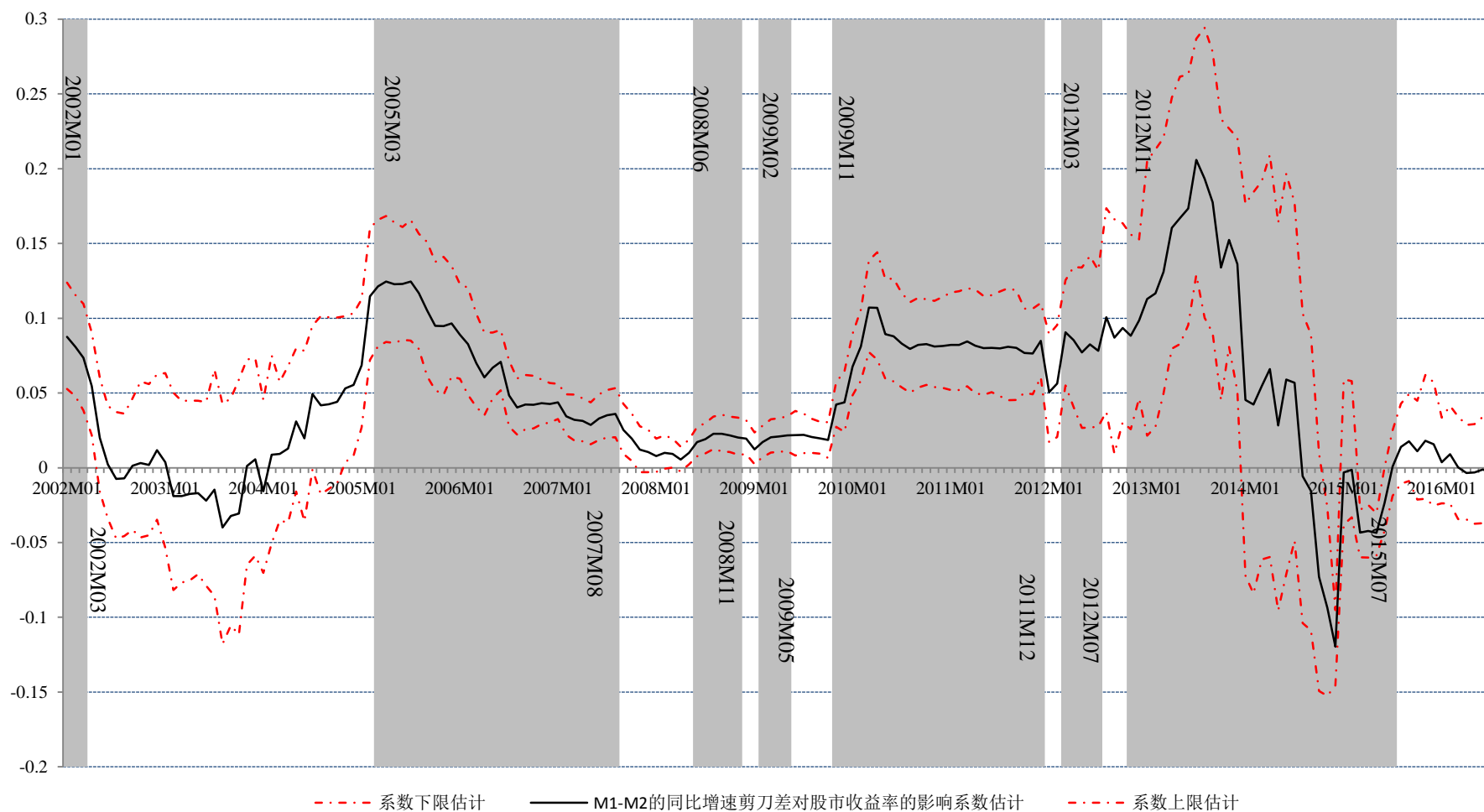


图3 M1与M2同比增速剪刀差

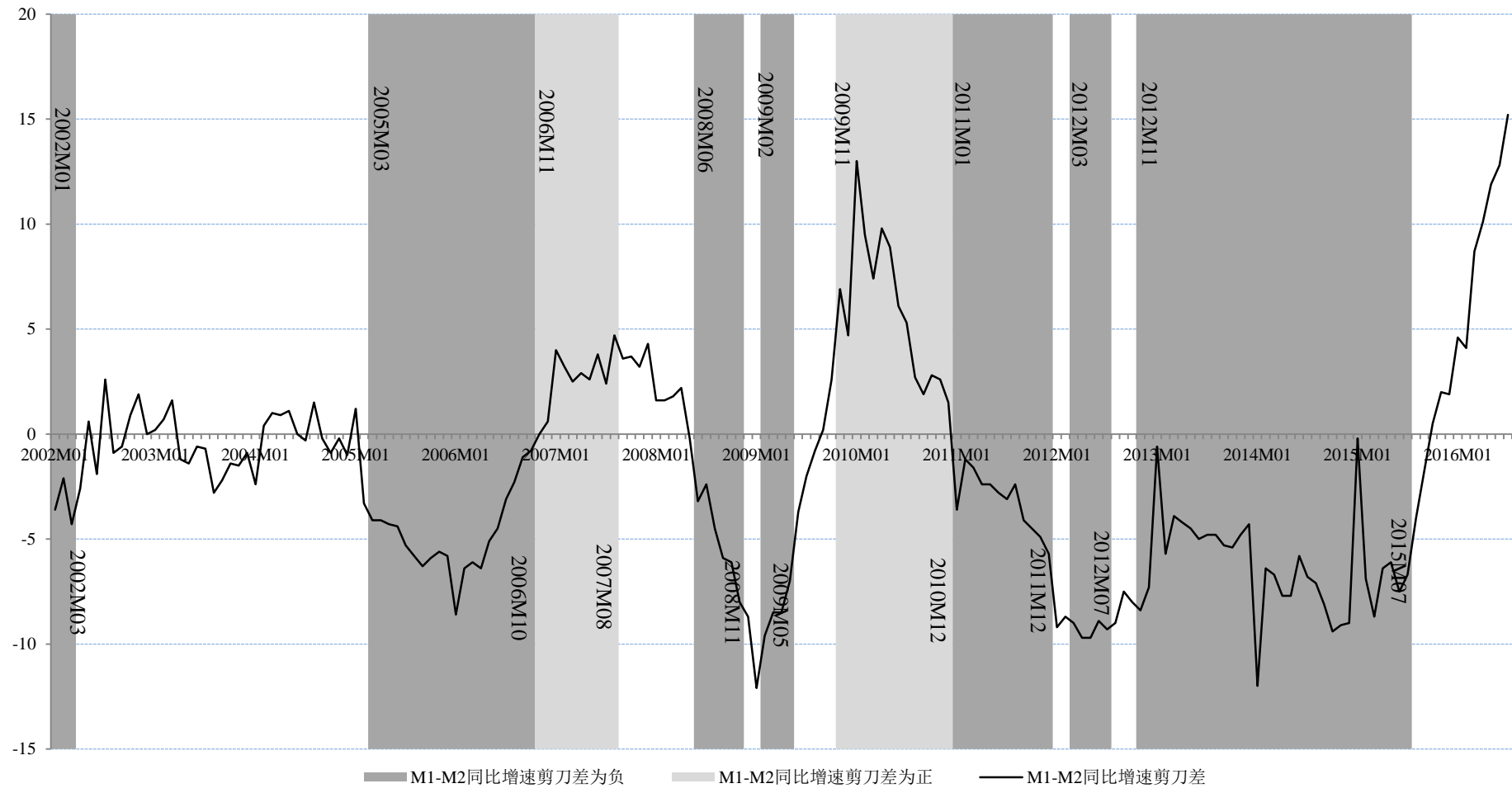


图4 股价不是 $M1$ 与 $M2$ 的同比增速剪刀差的格兰杰原因的 P 值

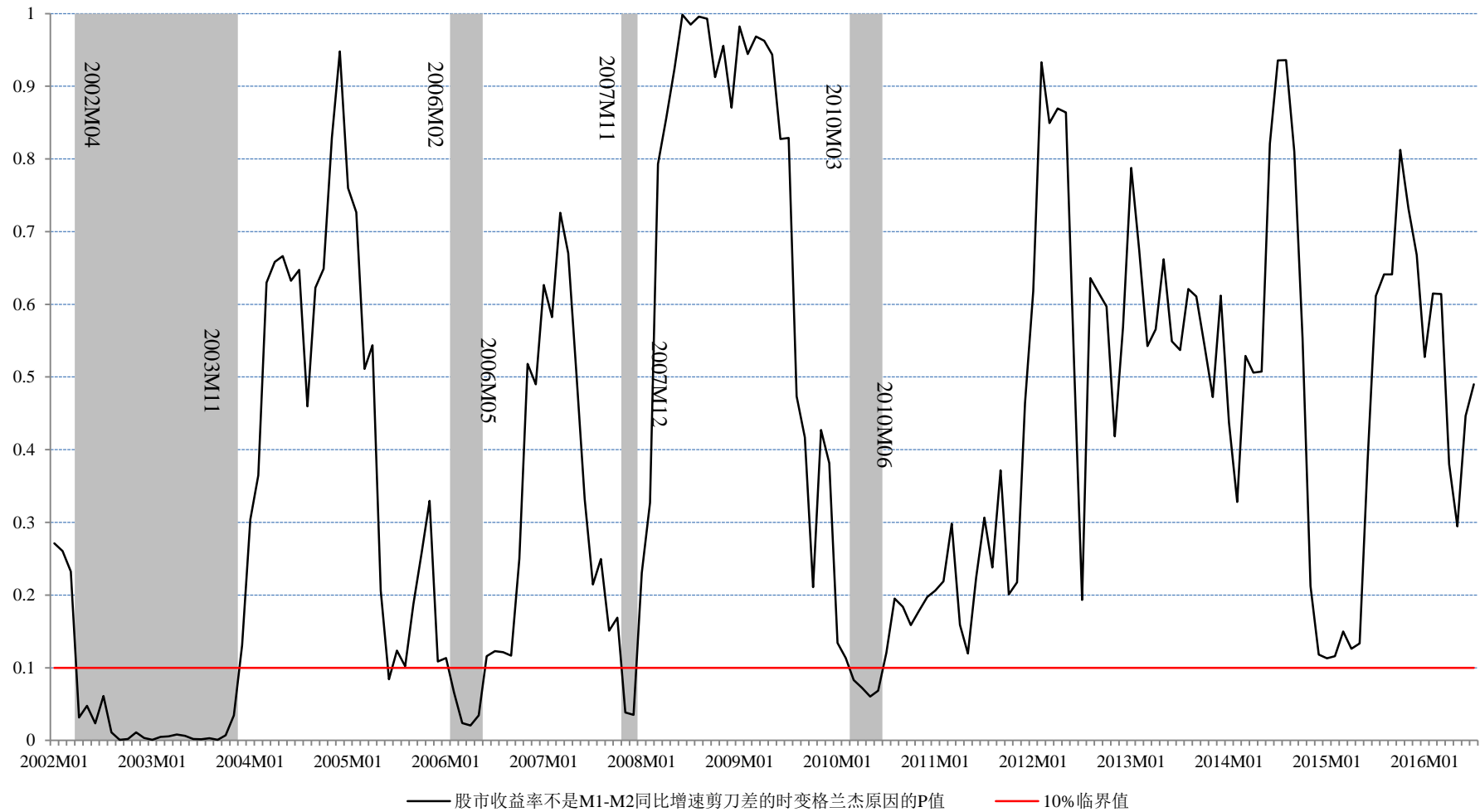


图5 股市收益率对 $M1$ 与 $M2$ 的同比增速剪刀差的影响系数估计

